



NGHIÊN CỨU MỐI QUAN HỆ GIỮA TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ VÀ PHÁT THẢI KHÍ NHÀ KÍNH TẠI VIỆT NAM TRONG GIAI ĐOẠN 1990-2024

PHÙNG THỊ THU TRANG^{1*}, CHU THỊ THANH HƯƠNG², NGUYỄN THỊ PHƯƠNG CHI³,
PHẠM HOÀNG THẢO LY⁴, TRẦN THỊ THU HƯƠNG^{5*}

¹ Viện Khoa học Khí tượng Thủy văn và Biến đổi khí hậu;

² Cục Biến đổi khí hậu;

³ Khoa Quản trị kinh doanh, Trường Đại học Công nghiệp Thành phố Hồ Chí Minh;

⁴ Khoa Quản trị Kinh doanh Nông nghiệp, Học viện Chính sách công và Phát triển nông thôn;

⁵ Khoa Môi trường, Trường Đại học Mỏ Địa chất.

Tóm tắt

Nghiên cứu này phân tích mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và phát thải khí nhà kính (KNK) tại Việt Nam, đồng thời xác định các yếu tố kinh tế vĩ mô tác động đến ô nhiễm môi trường trong bối cảnh thực thi cam kết phát thải ròng bằng “0” vào năm 2050. Nghiên cứu sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian giai đoạn 1990 - 2024 từ dữ liệu “Chỉ số phát triển thế giới_ World Development Indicators”, áp dụng các mô hình kinh tế lượng gồm Vector Tự hồi quy (VAR), Tự hồi quy Phân phối Trễ (ARDL) và Tự hồi quy Ngưỡng (TAR) để đánh giá tác động ngắn hạn, dài hạn và xác định điểm uốn của Đường cong Môi trường Kuznets (EKC). Kết quả cho thấy, tăng trưởng GDP, FDI, công nghiệp hóa và tỷ giá hối đoái đều có tác động làm gia tăng phát thải CO₂ bình quân đầu người trong cả ngắn hạn và dài hạn. Hệ số dài hạn của GDP đạt 0,72, khẳng định mối liên hệ chặt chẽ giữa tăng trưởng và phát thải carbon, trong khi hệ số hiệu chỉnh sai số (-0,184) cho thấy sự tồn tại của mối quan hệ cân bằng dài hạn. Dự báo đến năm 2050, lượng phát thải CO₂ bình quân đầu người có thể tăng gấp năm lần nếu không có biện pháp can thiệp. Mô hình TAR xác định ngưỡng thu nhập mà tại đó phát thải đảo chiều ở mức 34.500 USD (giá 2015), cao hơn đáng kể so với mức hiện tại của Việt Nam. Các kết quả của nghiên cứu đã cung cấp bằng chứng thực nghiệm quan trọng phục vụ hoạch định chính sách hướng tới phát triển bền vững và thực hiện mục tiêu Net Zero.

Từ khóa: Tăng trưởng kinh tế, phát thải carbon, Đường cong Môi trường Kuznets (EKC).

Ngày nhận bài: 25/12/2025; Ngày sửa chữa: 6/1/2026; Ngày duyệt đăng: 16/1/2026.

Study on the relationship between economic growth and greenhouse gas emissions in vietnam in the 1990-2024 period

Abstract

This study examines the relationship between economic growth and greenhouse gas (GHG) emissions in Vietnam, while identifying macroeconomic factors influencing environmental pollution in the context of implementing the commitment to achieve net-zero emissions by 2050. The research uses time-series data for the period 1990–2024 from the World Development Indicators and applies econometric models, including Vector Autoregression (VAR), Autoregressive Distributed Lag (ARDL), and Threshold Autoregression (TAR), to assess short- and long-run effects and determine the turning point of the Environmental Kuznets Curve (EKC). The results indicate that GDP growth, FDI inflows, industrialization, and the exchange rate all contribute to an increase in per capita CO₂ emissions in both the short and long run. The long-run coefficient of GDP reaches 0.72, confirming a strong link between growth and carbon emissions, while the error correction term (-0.184) indicates the existence of a long-run equilibrium relationship. Forecasts suggest that by 2050, per capita CO₂ emissions may increase fivefold without intervention measures. The TAR model identifies an income threshold at which emissions begin to decline, estimated at USD 34,500 (2015 prices), which is significantly higher than Vietnam's current level. The study provides important empirical evidence to support policymaking towards sustainable development and achieving the Net Zero target.

Keywords: Economic growth, greenhouse gas (GHG) emissions, Environmental Kuznets Curve (EKC).

JEL Classifications: Q52, Q56, Q57.

1. MỞ ĐẦU

Thỏa thuận Paris về biến đổi khí hậu (sau đây gọi tắt và Thỏa thuận Paris - PA) đã được thông qua vào năm 2015 với sự phê chuẩn của 193/197 thành viên trong đó có Việt Nam (2022). Việt Nam là một trong những quốc gia dễ bị tổn thương nhất trước biến đổi khí hậu (BĐKH). Nhận thức rõ thách thức này, trong hơn hai thập kỷ qua, Chính phủ Việt Nam đã ban hành nhiều chính sách và chương trình nhằm ứng phó BĐKH và hướng tới phát triển bền vững. Các văn kiện quan trọng gồm: Đóng góp do quốc gia tự quyết định (NDC, 2020; 2022), Kế hoạch thích ứng quốc gia (NAP, 2020) và Chiến lược quốc gia về BĐKH đến năm 2050, đặt mục tiêu đạt phát thải ròng bằng "0" (Net Zero) vào năm 2050.

Bên cạnh những thành tựu của nền kinh tế sau khi tiến hành công cuộc đổi mới năm 1986, như GDP tăng từ 6,3 tỷ USD năm 1989 lên khoảng 476,3 tỷ USD năm 2024; thu nhập bình quân đầu người tăng từ 159 USD năm 1985 lên 4.700 USD năm 2024, Việt Nam cũng đang phải đối mặt với rất nhiều nguy cơ đe dọa sự phát triển bền vững. Nghiên cứu của Shultz and Peterson (2019) [1] xếp hạng bền vững của Việt Nam và các nước lân cận (Campuchia, Lào và Thái Lan) dựa trên Chỉ số Phát triển Bền vững của Xã hội (SSI) năm 2016 gồm 21 chỉ số được thể hiện trên các chiều của radar và đo bằng thang điểm từ 0 đến 10, trong đó điểm cao hơn phản ánh mức độ bền vững tốt hơn. Kết quả cho thấy, Việt Nam vượt trội hơn 3 quốc gia còn lại trong các chỉ số tiêu thụ năng lượng và tái tạo nguồn nước nhưng lại có điểm số thấp hơn ở các hạng mục tiết kiệm năng lượng, năng lượng tái tạo, khí nhà kính (KNK), đa dạng sinh học, diện tích rừng và diện tích đất được bảo vệ. Các hạng mục này hầu như chỉ đạt điểm số dưới 2/10. Điều này cho thấy, cần phân tích sâu hơn về các ngành phát thải tác động đến môi trường để xây dựng chiến lược kiểm soát hiệu quả, góp phần thực hiện mục tiêu phát triển bền vững.

Sự phát triển kinh tế tại Việt Nam những thập kỷ qua dẫn đến mức tiêu thụ năng lượng và phát thải carbon dioxide tăng đáng kể, gây ra nhiều vấn đề về

môi trường và bền vững. Từ năm 1994 đến 2016, Việt Nam đã thực hiện kiểm kê KNK 6 lần cho 5 lĩnh vực: năng lượng, công nghiệp, nông nghiệp, sử dụng đất và lâm nghiệp, và chất thải. Kết quả năm 2016 cho thấy, tổng phát thải/hấp thụ đạt 316.734,96 nghìn tấn CO₂tđ, trong đó năng lượng chiếm 65% (Xem Bảng 1). Về cơ cấu khí, CO₂ tăng mạnh từ 39,1% (1994) lên 61,3% (2016), CH₄ giảm từ 50,7% xuống 33,1%, N₂O giảm nhẹ, HFCs duy trì dưới 1%. Những biến động này cho thấy, cơ cấu phát thải KNK tại Việt Nam tiếp tục chịu ảnh hưởng chủ yếu từ lĩnh vực năng lượng và khí CO₂, đặt ra yêu cầu cấp thiết về các biện pháp giảm nhẹ phù hợp với từng lĩnh vực và loại khí (Bảng 1).

Ngoài ra, các báo cáo môi trường cũng cho thấy Việt Nam đang đối mặt với rất nhiều thách thức từ BĐKH. Để giảm thiểu các nguy cơ, Việt Nam đã cam kết đạt mục tiêu phát thải ròng bằng "0" vào năm 2050, thông qua Chiến lược quốc gia về BĐKH với mức giảm phát thải KNK 15,8%, có thể nâng lên 43,5% tùy mức hỗ trợ quốc tế có khả năng nhận được. Việc dự báo các kịch bản phát thải KNK dưới tác động của các biến số kinh tế và phát triển bền vững là cơ sở quan trọng để đề xuất các chính sách bảo vệ môi trường.

Để kiểm soát hiệu quả phát thải KNK, việc nghiên cứu các yếu tố làm tăng hoặc giảm ô nhiễm môi trường là cần thiết nhằm xác định chính sách bảo vệ môi trường phù hợp với nền kinh tế thời gian tới. Chủ đề này cũng nhận được sự quan tâm của đông đảo các nhà nghiên cứu trong và ngoài nước. Lược khảo các nghiên cứu về chủ đề này trên thế giới và Việt Nam, có thể khái quát thành hai hướng nghiên cứu chính.

Hướng thứ nhất, sử dụng các dữ liệu time series và các kỹ thuật phân tích quan hệ nhân quả ở một hoặc nhiều quốc gia để hồi quy tìm ra mối quan hệ giữa các tác nhân ảnh hưởng tới chất lượng môi trường. Các yếu tố đại diện cho tăng trưởng kinh tế được đưa vào đánh giá bao gồm: quy mô GDP [2], [3], thu nhập bình quân/người [4], tỷ lệ kinh tế ngầm [5]; quy mô vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài [6], độ mở cửa thương mại [7]...Biến phụ thuộc ô nhiễm môi

Bảng 1. Kết quả phát thải/ hấp thụ KNK năm 2016

Đơn vị: nghìn tấn CO₂tđ

Mã IPCC	Lĩnh vực	CO ₂	CH ₄	N ₂ O	HFCs	Tổng
Tổng phát thải ròng		191.651,08	106.838,29	18.222,26	23,32	316.734,96
1	Năng lượng	182.291,22	22.345,35	1.195,63		205.832,20
2	IPPU	46.047,20		24,12	23,32	46.094,64
3	AFOLU	-37.489,34	66.544,64	15.014,44		44.069,74
4	Chất thải	802,00	17.948,30	1.988,07		20.738,38

*Ghi chú: Giá trị âm (-) hiển thị khối lượng KNK của bể hấp thụ
Nguồn:????*

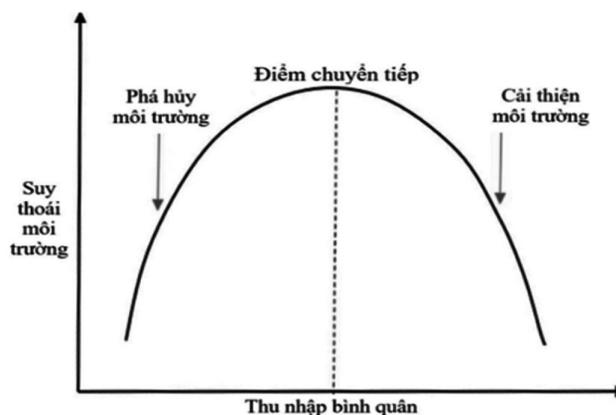
trường cũng được xem xét dưới nhiều khía cạnh đa dạng: Tổng lượng phát thải CO₂ [8] hoặc SO₂ [2], dấu chân sinh thái [9]... Kết quả về vai trò của các yếu tố hầu như không có sự đồng thuận qua các nghiên cứu trước. Chiều tác động thay đổi theo từng quốc gia, theo trình độ phát triển của các nền kinh tế cũng như theo từng giai đoạn đánh giá ngắn hạn hay dài hạn. Hướng nghiên cứu này chưa xem xét tác động của tỷ giá hối đoái đến mức độ ô nhiễm môi trường. Tương tự, vai trò của các lĩnh vực kinh tế cũng rất ít được xem xét, chỉ có nghiên cứu của Bùi Hoàng Ngọc, Phan Thị Liệu, and Nguyễn Minh Hà (2022) [10] đề cập đến tác động của ngành nông nghiệp với phát thải KNK hay Xie, Xu, and Liu (2019) [11] phân tích tác động của công nghiệp hóa đối với ô nhiễm môi trường. Việc đánh giá vai trò của các ngành công nghiệp là vô cùng quan trọng trong quá trình sản xuất vì đây là một trong những tác nhân ảnh hưởng lớn đến lượng khí thải CO₂ ra môi trường.

Hướng nghiên cứu thứ 2, sử dụng các dữ liệu time series để xác định mối quan hệ giữa các tác nhân ảnh hưởng tới môi trường, đồng thời xây dựng các kịch bản dự báo trong tương lai để làm căn cứ đề xuất chính sách bảo vệ môi trường [12]. Cách tiếp cận xây dựng kịch bản để đề xuất chính sách cũng từng được triển khai trong các nghiên cứu trước, tuy nhiên thường được thiết kế theo dạng dự báo tác động của các chính sách quản lý của nhà nước đến hiệu quả bảo vệ môi trường. Chẳng hạn như nghiên cứu của Nguyen (2023) [13] dự báo các kịch bản về chính sách thuế carbon sẽ áp dụng cho các ngành khác nhau thì gây ra tác động như thế nào cho nền kinh tế. Đặc điểm chung của hướng nghiên cứu này là sử dụng mô hình cân bằng tổng thể để dự báo các tác động từ ngắn đến dài hạn của chính sách quản lý. Dữ liệu về thị trường Việt Nam liên quan tới hướng tiếp cận này thường chỉ được thu thập trong khoảng thời gian từ 20-35 năm và chưa cập nhật dữ liệu từ khi Việt Nam cam kết thực thi Net Zero năm 2021. Do đó, việc dự báo các kịch bản trong bối cảnh Việt Nam sẽ thu hút các nguồn vốn nước ngoài để thực thi cam kết bảo vệ môi trường hướng đến phát thải ròng bằng "0" sẽ đảm bảo tính thời sự và tính chính xác của dự báo.

Để lấp đầy các khoảng trống nghiên cứu trên, mục tiêu của nghiên cứu này nhằm:

1. Các yếu tố tăng trưởng kinh tế (bao gồm tăng trưởng GDP, thu hút vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài, tỉ giá hối đoái và công nghiệp hóa) tác động như thế nào tới phát thải KNK (tổng lượng phát thải CO₂)?

2. Dự báo đến khi nào sẽ có sự đảo chiều của phát thải carbon và KNK trên đầu người trong quá trình tăng trưởng kinh tế và phát triển bền vững?



Hình 1. Đường cong môi trường Kuznets – EKC. Nguồn: [14]

2. CƠ SỞ LÝ THUYẾT

2.1. Lý thuyết EKC

Một trong những lý thuyết phổ biến giải thích mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và suy thoái môi trường là Đường cong môi trường (Environmental Kuznets Curve - EKC) được đề xuất bởi Kuznets [14]. Lý thuyết này mô tả mối quan hệ hình chuông giữa thu nhập bình quân đầu người và ô nhiễm môi trường, hay còn gọi là hình chữ U ngược. Giả thuyết EKC cho rằng ô nhiễm gia tăng cùng với tăng trưởng kinh tế cho đến khi đạt một mức thu nhập nhất định, sau đó sẽ giảm xuống. Đường cong môi trường Kuznets mô phỏng quá trình phát triển của một nền kinh tế khi trải qua ba giai đoạn: tiền công nghiệp, công nghiệp hóa và hậu công nghiệp. Ở giai đoạn đầu, ô nhiễm môi trường tăng do chuyển dịch từ nông nghiệp sang công nghiệp và đô thị hóa, gắn với sản xuất hàng loạt và tiêu dùng cao. Khi nền kinh tế chuyển dịch sang phát triển các ngành công nghệ cao và dịch vụ ít phát thải hơn, xu hướng ô nhiễm sẽ giảm dần. Giả thuyết EKC cho rằng thu nhập và suy thoái môi trường có mối quan hệ phi tuyến tính, và thu nhập cao hơn có thể giúp cải thiện môi trường theo thời gian.

2.2. Phát thải KNK (KNK)

KNK là những khí có khả năng hấp thụ các bức xạ sóng dài (hồng ngoại) được phản xạ từ bề mặt trái đất khi được chiếu sáng bằng ánh sáng mặt trời, sau đó phân tán nhiệt lại cho trái đất, gây nên hiệu ứng nhà kính. Các KNK chủ yếu bao gồm: hơi nước, CO₂, CH₄, N₂O, O₃, các khí CFC (các hợp chất clo - flo - cacbon). Tại Việt Nam, theo các báo cáo kiểm kê KNK mới nhất thì hiện tại, khí CO₂ chiếm hơn 50% tổng lượng khí thải, nên có thể coi là tác nhân quan trọng nhất của KNK.

2.3. Tác động của tăng trưởng kinh tế đến phát thải KNK

Tăng trưởng kinh tế là sự gia tăng về quy mô, tốc độ tăng trưởng của nền kinh tế trong một thời kỳ nhất định (thường là một năm). Ba chỉ tiêu phổ biến phản

ánh sự phát triển của một nền kinh tế là quy mô GDP (tổng sản phẩm quốc nội); thu nhập bình quân đầu người (GDP/người) và tốc độ tăng GDP hàng năm. Để đạt được mục tiêu tăng trưởng kinh tế, nhiều quốc gia phải đối mặt với sự gia tăng phát thải KNK do tăng trưởng theo chiều rộng.

Mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và phát thải CO₂ đã thu hút sự quan tâm của nhiều nhà nghiên cứu trên thế giới. Một lượng lớn nghiên cứu đã xác nhận mối quan hệ phi tuyến tính giữa tăng trưởng kinh tế và phát thải KNK, theo đó, tăng trưởng kinh tế ban đầu làm gia tăng ô nhiễm môi trường, tới ngưỡng nhất định của thu nhập thì mối quan hệ sẽ đảo chiều, lúc này thu nhập gia tăng giúp giải quyết các vấn đề phát thải KNK [15], [16], [17]. Tuy nhiên, một số nghiên cứu lại phủ nhận sự tồn tại của đường cong Kuznets vì mối quan hệ giữa GDP và ô nhiễm vẫn theo chiều dương cả trong ngắn hạn lẫn dài hạn. Kết quả nghiên cứu này đã từng được xác nhận tại các nước đang phát triển như Việt Nam bởi Al-Mulali, Saboori, and Ozturk (2015) [18], Nigeria & Venezuela [19] hay Ấn Độ [20]. Cá biệt, một vài nghiên cứu thậm chí phát hiện ra rằng việc tăng lượng phát thải KNK và tăng trưởng kinh tế không có mối liên hệ nào [4], [21]. Cách tiếp cận này cho rằng việc tăng thu nhập không phải lúc nào cũng giúp cải thiện các vấn đề môi trường. Ở góc nhìn khác, một số nhà nghiên cứu thì lý giải việc tăng trưởng kinh tế không làm trầm trọng thêm ô nhiễm không khí bởi nhiều quốc gia đã nỗ lực ứng dụng các nguồn năng lượng hạt nhân và năng lượng xanh giúp giảm phát thải KNK. Như vậy, mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và phát thải CO₂ thay đổi theo từng quốc gia, và ngay tại một quốc gia - điển hình là Việt Nam, mối quan hệ cũng thay đổi qua thời gian theo từng giai đoạn của quá trình công nghiệp hóa. Vì thế, việc liên tục xem xét mối quan hệ này là rất cần thiết để nhận định đúng về khả năng tác động của yếu tố kinh tế vĩ mô đến ô nhiễm môi trường.

2.4. Tác động của vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) đến phát thải KNK

Vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài là nguồn vốn tư nhân đóng vai trò quan trọng đối với các quốc gia đang phát triển, trong đó có Việt Nam. Thu hút nguồn vốn ngoại không chỉ góp phần gia tăng nguồn vốn đầu tư cho sản xuất, còn giúp các doanh nghiệp trong nước tiếp cận các công nghệ hiện đại qua hiệu ứng lan tỏa. Rất nhiều nghiên cứu trước đã tìm thấy mối quan hệ tích cực giữa FDI và phát thải CO₂ như nghiên cứu của Kiviyiro and Arminen (2014) tại Kenya và Cộng hòa Congo hay nghiên cứu của Pao and Tsai (2011) tại các nước BRICS (Brazil, Nga, Ấn Độ, Trung Quốc và Nam Phi). Nói cách khác, FDI làm gia tăng ô nhiễm

môi trường ở nước tiếp nhận vốn. Điều này được lý giải rằng các công ty đa quốc gia, đặc biệt là ở các quốc gia có mức ô nhiễm cao sẽ chuyển hoạt động sản xuất từ các nền kinh tế phát triển sang các nước đang phát triển - nơi mà các tiêu chuẩn môi trường ít nghiêm ngặt hơn. Tại một số quốc gia khác, FDI được chứng minh là góp phần làm giảm phát thải CO₂ [21] bởi nguồn vốn đầu tư sẽ cung cấp cho các quốc gia cơ hội sử dụng công nghệ mới, giúp họ triển khai hệ thống sản xuất sạch và thân thiện với môi trường. Trong khi đó, một số nghiên cứu không phát hiện mối quan hệ nào giữa hai đại lượng này. Tương tự, việc kiểm định giả thuyết đường cong EKC cho mối quan hệ giữa FDI và phát thải CO₂ hầu như đều bị bác bỏ.

Tại Việt Nam, vai trò của FDI đối với phát thải KNK hiện cũng còn chưa rõ ràng. Trong khi Trần Văn Hưng (2024) [16] khẳng định FDI làm gia tăng phát thải CO₂ cả ngắn hạn và dài hạn thì Đoàn Ngọc Phúc (2024) [22] lại cho rằng FDI chỉ làm tăng ô nhiễm trong ngắn hạn, còn về dài hạn không xác định được FDI có tác động gì tới CO₂, tương tự như kết luận của Đào Bích Ngọc et al. (2022) [5]. Sự khác biệt của các phát hiện này có thể được lý giải là do dữ liệu được thu thập ở những giai đoạn khác nhau và được xử lý bằng các phương pháp kiểm định khác nhau dẫn tới kết quả không có sự đồng nhất. Việc kết hợp kiểm định bằng nhiều phương pháp đồng thời sẽ giúp giảm thiểu sự khác biệt này.

2.5. Tác động của tỷ giá hối đoái đến phát thải KNK

Theo Sana Ullah và Ozturk (2020) [23], biến động tỷ giá hối đoái có thể ảnh hưởng đến sản xuất trong nước, đầu tư, cầu tiền tệ, cán cân thương mại và tăng trưởng kinh tế, từ đó tác động tiêu cực đến môi trường. Một đồng nội tệ yếu hơn thúc đẩy xuất khẩu, trong khi đồng tiền mạnh khiến hàng nhập khẩu trở nên rẻ hơn. Nghiên cứu của họ tại Pakistan cho thấy các cú sốc tỷ giá dương (tăng giá đồng nội tệ) có xu hướng làm giảm phát thải, trong khi cú sốc âm lại làm gia tăng phát thải.

Trong bối cảnh Pakistan, nợ công cao và sự phụ thuộc vào các khoản vay từ IMF và các quốc gia khác có thể dẫn đến biến động tỷ giá đáng kể. Trong khi đó, vốn đầu tư nước ngoài chỉ đóng vai trò tương đối nhỏ trong nền kinh tế Việt Nam, do đó tác động của biến động tỷ giá có thể khác biệt.

Hơn nữa, các nghiên cứu trước đây chưa kiểm định giả thuyết Đường cong Môi trường Kuznets (EKC) trong mối quan hệ với tỷ giá hối đoái; phần lớn chỉ xác định mối tương quan giữa biến động tỷ giá và ô nhiễm môi trường. Điều này đặt ra một câu hỏi quan trọng: liệu có tồn tại mối quan hệ nhân quả giữa các biến này, đặc biệt trong bối cảnh các nền kinh tế mới nổi như Việt Nam?



2.6. Tác động của công nghiệp hóa đến phát thải KNK

Tăng trưởng công nghiệp phụ thuộc mạnh vào nhiên liệu hóa thạch như khí và than, làm gia tăng phát thải CO₂. Việc mở rộng hạ tầng công nghiệp cũng kéo theo sử dụng các nguồn nguyên liệu gây ô nhiễm [24]. Nếu không áp dụng công nghệ sạch, quá trình công nghiệp hóa sẽ trực tiếp thúc đẩy ô nhiễm môi trường thông qua phát thải KNK.

Các nghiên cứu quốc tế cho thấy mối quan hệ giữa công nghiệp hóa và phát thải CO₂ khá đa dạng. Một số khẳng định công nghiệp hóa làm tăng phát thải do tiêu thụ nhiều nhiên liệu hóa thạch [11], trong khi nghiên cứu khác lại chỉ ra rằng, công nghệ xanh và cải tiến sản xuất có thể giúp giảm phát thải [12], [6]. Điều này cho thấy công nghiệp hóa không nhất thiết đi kèm ô nhiễm nếu có chính sách và công nghệ phù hợp.

Tại Việt Nam, mối quan hệ giữa tăng trưởng công nghiệp và phát thải CO₂ được xác nhận theo đường cong EKC hình chữ U, phản ánh giai đoạn đầu công nghiệp hóa làm tăng ô nhiễm do công nghệ lạc hậu và tiêu thụ năng lượng cao. Kết quả này trái ngược với nghiên cứu của Kwakwa and Alhassan (2018) [25] tại Ghana, nơi tồn tại mối quan hệ chữ U ngược. Trong bối cảnh cam kết Net Zero, việc xem xét lại tác động của các ngành công nghiệp đến phát thải KNK là cần thiết để định hướng chính sách môi trường bền vững.

3. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

3.1. Mô hình nghiên cứu

Để đánh giá tác động của các tác nhân gây ra phát thải KNK, nghiên cứu này sử dụng phương pháp Granger causality với phương trình sau:

$$CO_{2t} = \alpha_0 + \alpha_1 GROWTH_t + \alpha_2 FDI_t + \alpha_3 REER_t + \alpha_4 INDUSTRY_t + \epsilon_t \quad (1)$$

Trong đó: CO₂ là lượng phát thải khí carbon; GROWTH là tăng trưởng kinh tế, đo bằng tổng thu nhập quốc nội; FDI là vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài; REER là tỉ giá hối đoái thực; đo lường bằng giá trị của đồng VND so với USD; INDUSTRY phản ánh giá trị gia tăng của ngành công nghiệp, đo lường bằng tỉ trọng

trong GDP; α₀, α₁... là hệ số tác động; ε_t là sai số của mô hình.

Những biến động trong quá khứ của biến vĩ mô như tăng trưởng GDP, FDI, độ mở cửa thương mại, dân số đô thị và công nghiệp hóa có thể ảnh hưởng đến sự thay đổi ở hiện tại. Để khám phá được sự ảnh hưởng này trong nghiên cứu, bài viết áp dụng phương pháp tự hồi quy phân phối trễ (autoregressive distributed lags, ARDL) do Pesaran và Shin (1995) [26] giới thiệu. Khi đó, mô hình nghiên cứu có thể viết dưới dạng mô hình ARDL(p,q) như sau:

$$\begin{aligned} \Delta CO_{2,t} = & \alpha_0 + \beta_1 CO_{2,t-1} + \beta_2 GROWTH_{t-1} \\ & + \beta_3 \ln FDI_{t-1} + \beta_4 REER_{t-1} + \beta_5 INDUSTRY_{t-1} \\ & + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_1 \cdot \Delta CO_{2,t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \alpha_2 \cdot \Delta GROWTH_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q_2} \alpha_3 \cdot \Delta \ln FDI_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \alpha_4 \cdot \Delta \ln REER_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q_5} \alpha_5 \cdot \Delta \ln INDUSTRY_{t-j} + \epsilon \quad (2) \end{aligned}$$

Trong đó: Δ minh họa cho sai phân bậc 1; β₂, β₃, β₄, β₅ là những tác động trong dài hạn; ε_t là sai số ước lượng; t phản ánh thời gian nghiên cứu; α₂, α₃, α₄, α₅ là các tác động trong ngắn hạn; p là độ trễ tối ưu của các biến CO₂; q(1 ->5) là độ trễ tối ưu của từng biến độc lập.

3.2. Nguồn dữ liệu

Nghiên cứu sử dụng chuỗi dữ liệu thời gian của Việt Nam giai đoạn 1990 - 2024, mốc đánh dấu quá trình đổi mới, mở cửa kinh tế, thu hút FDI và đẩy mạnh công nghiệp hóa. Việc chọn giai đoạn này giúp phản ánh toàn diện tác động của chuyển đổi kinh tế đến môi trường.

Dữ liệu được thu thập từ Chỉ số Phát triển Thế giới (WDI) của Ngân hàng Thế giới, nguồn phát thải CO₂ trong WDI dựa trên Cơ sở dữ liệu EDGAR của Ủy ban Châu Âu. Nghiên cứu sử dụng dữ liệu phát thải CO₂ bình quân đầu người, loại trừ lĩnh vực LULUCF để phản ánh chính xác hơn lượng phát thải trực tiếp từ các hoạt động kinh tế cốt lõi như sản xuất, năng lượng và giao thông, là những yếu tố chịu ảnh hưởng trực tiếp từ GDP, FDI và thương mại. Các biến và nguồn dữ liệu chi tiết được trình bày trong Bảng 2.

Bảng 2. Nguồn dữ liệu

	Ký hiệu	Mô tả	Đơn vị đo	Nguồn
Biến phụ thuộc	Cpc	Tổng lượng khí thải carbon dioxide (CO ₂) (trên đầu người) không bao gồm LULUCF	Mét tấn	WDI
	Gpc	GDP per capita, PPP (giá quốc tế cố định 2021)	Giá quốc tế cố định 2021	WDI
Biến độc lập	Fdi	Đầu tư trực tiếp nước ngoài, dòng vốn ròng vào (% of GDP)	%	WDI
	Reer	Tỷ giá hối đoái chính thức (USD/VND)	VND	WDI
	Industry	Giá trị gia tăng của ngành công nghiệp (% GDP)	%	WDI

* Ghi chú: Ln là viết tắt cho dạng hàm Logarit

Bảng 3. Mô tả thống kê

Biến nghiên cứu	Số quan sát	Trung bình	Sai số	Min	Max
LnCpc	35	0.2046817	0.7880595	-1.172155	1.312754
LnGpc	35	8.726135	0.526576	7.811149	9.576039
FDI	35	5.382016	2.147019	2.781323	11.93948
LnReer	35	9.700555	0.3206257	8.785326	10.09266
Industry	35	34.60179	4.380435	22.67429	40.20875

* Ghi chú: Ln là viết tắt cho dạng hàm Logarit

Bảng 3 cung cấp các thống kê mô tả cơ bản của các biến nghiên cứu, phác họa một bức tranh tổng quan về sự chuyển đổi kinh tế và áp lực môi trường tại Việt Nam giai đoạn 1990-2024. Bộ dữ liệu gồm 35 quan sát cho mỗi biến với các mức độ biến động khác nhau. GDP bình quân đầu người (LnGpc) và tỷ giá thực (LnReer) có giá trị trung bình lần lượt là 8,73 và 9,70 với độ phân tán thấp (dưới 1) phản ánh sự dịch chuyển ổn định, trong khi phát thải CO₂ bình quân đầu người (LnCpc), FDI và công nghiệp có độ phân tán lớn hơn (2,1 và 4,38), phản ánh sự thay đổi mạnh mẽ trong thu hút vốn đầu tư và tác động môi trường.

3.3. Phương pháp ước lượng

Để phân tích và lượng hóa mối quan hệ động giữa phát triển kinh tế và phát thải KNK tại Việt Nam, nghiên cứu áp dụng quy trình kinh tế lượng đa bước nhằm nắm bắt cả tác động ngắn hạn và cân bằng dài hạn. Quy trình gồm ba phương pháp chính: mô hình Vector Tự hồi quy (VAR), mô hình Tự hồi quy Phân phối Trễ (ARDL) và mô hình Tự hồi quy Ngưỡng (TAR).

Trước hết, mô hình VAR được sử dụng để khám phá mối quan hệ tương tác động giữa các biến mà không cần giả định nhân quả cố định. Với tất cả biến được xem là nội sinh, VAR giúp xác định cách các cú sốc lan truyền trong hệ thống qua thời gian. Mô hình

được ước lượng trên chuỗi sai phân dừng, làm cơ sở cho mô hình ARDL và phân tích dự báo.

Sau đó, nghiên cứu sử dụng mô hình ARDL, do Pesaran và Shin (1999) cùng Pesaran và cộng sự (2001) [26], [27] đề xuất, để ước lượng tác động của các tác nhân gây ra khí thải nhà kính trong ngắn và dài hạn. ARDL phù hợp với biến tích hợp bậc I(0) hoặc I(1), cho phép ước lượng hiệu quả ngay cả với mẫu nhỏ.

Cuối cùng, nghiên cứu áp dụng mô hình Tự hồi quy Ngưỡng (Threshold Autoregressive - TAR) dựa trên giả thuyết đường cong EKC để xác định ngưỡng GDP bình quân đầu người (GPC) mà tại đó phát thải KNK có thể đổi chiều. Dữ liệu chuỗi thời gian từ Singapore, Nhật Bản và UAE sẽ được phân tích theo mô hình ngưỡng TAR. Kết quả giúp xác định điểm uốn trong mối quan hệ GPC-phát thải, làm cơ sở thực nghiệm cho việc ước lượng ngưỡng phát thải tiềm năng của Việt Nam, có xét đến đặc điểm kinh tế, cơ cấu ngành và chính sách môi trường.

4. KẾT QUẢ VÀ THẢO LUẬN

4.1. Kết quả

4.1.1. Kiểm định nghiệm đơn vị

Nghiên cứu sử dụng cả kiểm định gốc đơn vị Augmented Dickey-Fuller (ADF) của Dickey và Fuller (1979) [28] và kiểm định gốc đơn vị Phillips Perron (PP) của Phillips và Perron (1988) để kiểm tra tính

Bảng 4. Kết quả kiểm định đơn vị ADF và PP

	LnCPC		LnGpc		FDI		LnREER		Industry	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
<i>Kiểm định tính dừng ở chuỗi số tiêu chuẩn</i>										
Hệ số chặn	-0.454635 (0.8893)	-0.46979 (0.8864)	-1.558 (0.4922)	-2.209 (0.2069)	-2.85903* (0.0620)	-2.664191* (0.0907)	-1.936926 (0.3120)	-3.7398*** (0.0078)	-2.948018* (0.0521)	-3.918707** (0.0288)
Hệ số chặn và xu hướng	-1.607263 (0.7718)	-2.035115 (0.5644)	-3.03385 (0.1387)	-1.690 (0.7334)	-3.356985* (0.0749)	-3.026803 (0.1400)	-1.646705 (0.7519)	-6.0271*** (0.001)	-3.192135 (0.1063)	-2.314420 (0.4153)
<i>Kiểm định tính dừng ở chuỗi số sai phân bậc 1</i>										
Hệ số chặn	-3.9977*** (0.0037)	-3.99*** (0.0037)	-4.359*** (0.0016)	-4.401*** (0.0014)	-3.7454*** (0.0080)	-5.0675*** (0.0002)	-5.8398*** (0.0000)	-11.450*** (0.0000)	-4.8735*** (0.0004)	-4.858436*** (0.0004)
Hệ số chặn và xu hướng	-3.9170*** (0.0209)	-3.9170 (0.0209)	-4.7120*** (0.0033)	-4.677*** (0.0036)	-3.69417** (0.0374)	-5.0159*** (0.0015)	-6.25347** (0.0001)	-9.9875*** (0.0000)	-5.3198*** (0.0007)	-5.320650*** (0.0007)

Ghi chú: *, **, *** chỉ ra sự bác bỏ giả thuyết không (chuỗi không dừng) tại các mức ý nghĩa tương ứng lần lượt là 10%, 5%, 1%. Độ dài trễ được dựa trên tiêu chí thông tin Akaike (AIC), p value trong ngoặc đơn.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Bảng 5. Tiêu chí lựa chọn bậc trễ VAR

La	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	72.4428	NA	7.67e-09	-4.496191	-4.42147*	-4.421482
1	112.990	64.87555*	2.80e-09*	-5.532672	-5.08442	-5.084417
2	130.369	22.01402	5.41e-09	-5.024639	-4.20284	-4.202838
3	149.169	17.54678	1.26e-08	-4.611314	-3.41596	-3.415967
4	210.746	36.94623	3.18e-09	-7.049783*	-5.48091*	-5.480891*

Nguồn: Tính toán của tác giả

dừng của các biến. Việc chấp nhận hay bác bỏ giả thuyết không (H0): dữ liệu nghiên cứu là không dừng phụ thuộc vào kiểm định t của độ trễ và thống kê t. Nếu kiểm định t của độ trễ là một lượng nhỏ hơn điểm tới hạn thì giả thuyết không (H0) về sự hiện diện của gốc đơn vị được chấp nhận.

Kết quả kiểm định từ Bảng 4 cho thấy, các chuỗi số đều đã dừng sau khi lấy sai phân bậc 1 nên ứng dụng mô hình VAR và ARDL là hoàn toàn hợp lệ.

4.1.2. Xác định bậc trễ trong mô hình

Việc lựa chọn độ trễ tối ưu (optimal lag length) là một bước thiết yếu, quyết định đến độ tin cậy của cả kiểm định đồng tích hợp và mô hình ước lượng sau này. Một độ trễ quá ngắn có thể bỏ sót các tác động động

quan trọng, gây ra lỗi tự tương quan; trong khi một độ trễ quá dài sẽ làm mất đi bậc tự do và giảm hiệu quả của các ước lượng, đặc biệt với cỡ mẫu hữu hạn. Bảng 5 cho thấy, dựa trên các tiêu chí lựa chọn độ trễ cho mô hình VAR, đa số các tiêu chí phổ biến nhất (LR, FPE, AIC, SC, HQ) đều chỉ ra rằng bậc trễ tối ưu là 4. Do đó, bậc trễ này sẽ được sử dụng làm cơ sở cho các kiểm định và ước lượng tiếp theo để đảm bảo các động thái trong mô hình được nắm bắt đầy đủ (Bảng 5).

4.1.3. Ước lượng mô hình VAR (Bảng 6)

Sau khi xác định độ trễ tối ưu của mô hình là 4, nghiên cứu tiến hành ước lượng mô hình Vector Tự hồi quy (VAR) để khám phá các tương tác động lực giữa các biến số. Kết quả ước lượng, trình bày chi tiết

Bảng 6. Kết quả ước lượng từ mô hình Vector Autoregression (VAR)

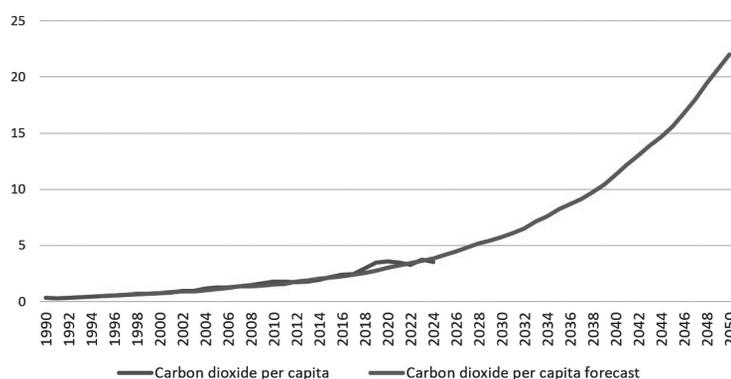
Biến trễ/ Phương trình	$\Delta \ln$ (CO ₂ /người)	$\Delta \ln$ (GDP/người)	$\Delta \ln$ (Tỷ giá thực)	Δ (FDI)	Công nghiệp (% GDP)
Constant	-0.427** (0.179)	0.087** (0.044)	-0.071 (0.063)	-9.516*** (3.211)	18.402*** (2.836)
L. $\Delta \ln$ (CO ₂ /người)	-0.312 (0.197)	0.013 (0.049)	-0.023 (0.069)	0.178 (3.527)	-2.639 (3.115)
L2. $\Delta \ln$ (CO ₂ /người)	0.027 (0.163)	-0.128*** (0.040)	-0.048 (0.057)	-6.583** (2.927)	5.471** (2.585)
L3. $\Delta \ln$ (CO ₂ /người)	-0.438** (0.200)	0.062 (0.050)	-0.185*** (0.071)	4.487 (3.593)	11.526*** (3.174)
L4. $\Delta \ln$ (CO ₂ /người)	-0.644*** (0.201)	0.083* (0.050)	-0.094 (0.071)	-3.293 (3.596)	7.037** (3.176)
L. $\Delta \ln$ (GDP/người)	2.836*** (0.728)	0.298* (0.181)	-0.103 (0.256)	24.713* (13.059)	3.736 (11.535)
L2. $\Delta \ln$ (GDP/người)	-0.386 (0.785)	-0.264 (0.194)	0.113 (0.276)	34.553** (14.068)	-7.326 (12.426)
L3. $\Delta \ln$ (GDP/người)	0.942 (1.099)	0.401 (0.272)	0.401 (0.387)	5.262 (19.698)	-31.508* (17.398)
L4. $\Delta \ln$ (GDP/người)	2.070* (1.087)	-0.771*** (0.269)	0.549 (0.382)	50.720*** (19.485)	-35.121** (17.210)
L. $\Delta \ln$ (Tỷ giá thực)	0.031 (0.339)	-0.113 (0.084)	0.575*** (0.119)	-25.470*** (6.084)	1.186 (5.374)
L2. $\Delta \ln$ (Tỷ giá thực)	0.139 (0.336)	0.116 (0.083)	-0.412*** (0.118)	0.948 (6.027)	5.012 (5.323)
L3. $\Delta \ln$ (Tỷ giá thực)	0.242 (0.326)	-0.038 (0.081)	0.300*** (0.115)	-18.686*** (5.850)	5.577 (5.167)
L4. $\Delta \ln$ (Tỷ giá thực)	-0.034 (0.218)	0.048 (0.054)	-0.104 (0.077)	10.566*** (3.910)	-15.022*** (3.453)
L. Δ (FDI)	0.005 (0.006)	-0.002 (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.272** (0.111)	0.303*** (0.098)
L2. Δ (FDI)	0.005 (0.007)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.537*** (0.121)	0.092 (0.107)

L3.Δ(FDI)	0.013** (0.005)	0.003** (0.001)	0.004* (0.002)	-0.353*** (0.096)	-0.322*** (0.085)
L4.Δ(FDI)	0.011* (0.006)	0.001 (0.001)	0.012*** (0.002)	-0.434*** (0.106)	-0.182* (0.093)
L.Công nghiệp (% GDP)	0.035*** (0.008)	-0.002 (0.002)	0.006** (0.003)	-0.234 (0.145)	0.289** (0.128)
L2.Công nghiệp (% GDP)	-0.012 (0.010)	0.000 (0.003)	0.000 (0.004)	-0.270 (0.184)	0.557*** (0.162)
L3.Công nghiệp (% GDP)	-0.019** (0.010)	0.005** (0.002)	-0.011*** (0.003)	0.565*** (0.171)	0.236 (0.151)
L4.Công nghiệp (% GDP)	0.005 (0.007)	-0.005*** (0.002)	0.006** (0.002)	0.073 (0.125)	-0.533*** (0.110)

Nguồn: Tính toán của tác giả từ mô hình VAR

tại Bảng 6, cung cấp cái nhìn sâu sắc vào các yếu tố thúc đẩy phát thải KNK trong ngắn hạn. Phân tích tập trung vào phương trình có biến phụ thuộc là tăng trưởng phát thải carbon trên đầu người ($\Delta \ln \text{CPC}$) cho thấy, tăng trưởng kinh tế, thể hiện qua biến $\Delta \ln(\text{GDP}/\text{người})$, là động lực có tác động mạnh mẽ nhất. Cụ thể, hệ số có ý nghĩa thống kê cao của độ trễ bậc một của biến này (2.836) hàm ý rằng, tăng trưởng kinh tế trong quá khứ gần có tác động cộng hưởng rất lớn lên tốc độ gia tăng phát thải hiện tại. Song song đó, việc mở rộng quy mô công nghiệp, với hệ số có ý nghĩa thống kê của biến Công nghiệp (% GDP), cũng được xác định là một yếu tố quan trọng góp phần làm gia tăng áp lực lên môi trường. Các kết quả này cung cấp bằng chứng thực nghiệm rõ ràng, khẳng định rằng quỹ đạo phát triển kinh tế dựa vào công nghiệp hóa của Việt Nam trong giai đoạn 1990–2024 có mối tương quan thuận chặt chẽ với sự gia tăng của phát thải carbon (Hình 2).

Dựa trên các mối quan hệ động đã được lượng hóa, nghiên cứu xây dựng kịch bản dự báo phát thải carbon bình quân đầu người (CPC) đến năm 2050, được minh họa trong Hình 1. Độ phù hợp cao giữa giá trị dự báo và dữ liệu lịch sử cho thấy mô hình có khả năng nắm bắt tốt xu hướng phát thải, qua đó tăng độ tin cậy cho kết quả ngoại suy. Kịch bản dự báo cho thấy xu hướng phát thải tiếp tục tăng mạnh, dự kiến từ khoảng 4-5 tấn/người năm 2024 lên gần 25 tấn/người năm 2050. Dự báo này được xây dựng theo giả định “business-as-usual”, tức cấu trúc kinh tế và mối quan hệ trong quá khứ không thay đổi. Do đó, kết quả không phải là dự đoán tất yếu mà là cảnh báo khoa học về quỹ đạo phát thải nếu thiếu can thiệp chính sách. Nghiên cứu nhấn mạnh sự cần thiết của các biện



Hình 2. Dự báo phát thải carbon trên đầu người của Việt Nam đến năm 2050

Nguồn: World Bank và tính toán của các tác giả

pháp mạnh mẽ nhằm bẻ cong đường phát thải và hướng tới tăng trưởng bền vững.

4.1.5. Ước lượng mô hình ARDL

4.1.5.1. Kết quả ước lượng (Bảng 7)

Bảng 7 trình bày chi tiết kết quả ước lượng của mô hình ARDL(4, 3, 4, 3, 4), bao gồm cả các tác động trong ngắn hạn và dài hạn.

Bảng 7. Ước lượng hệ số hồi quy mô hình ARDL (4, 3, 4, 3, 4)

ARDL (4, 3, 4, 3, 4)		
	Hệ số hồi quy	Sai số chuẩn
Bảng A: Tác động ngắn hạn		
Hệ số chặn	-26.26047***	3.757535
$\Delta \ln \text{CPCt-1}$	-0.048092	0.138171
$\Delta \ln \text{CPCt-2}$	0.665829***	0.1476112
$\Delta \ln \text{CPCt-3}$	0.674352***	0.194053
$\Delta \ln \text{Gpct}$	1.666199***	0.501172
$\Delta \ln \text{Gpct-1}$	3.319981***	0.551535
$\Delta \ln \text{Gpct-2}$	0.827663	0.618099
$\Delta \ln \text{Reert}$	1.595479***	0.291030
$\Delta \ln \text{Reert-1}$	-0.577660*	0.271511

$\Delta \text{LnReert-2}$	0.367064	0.291855
$\Delta \text{LnReert-3}$	0.204579	0.163849
ΔFDIt	0.029525***	0.005955
$\Delta \text{FDIt-1}$	-0.025076***	0.007314
ΔFDIt_{-2}	-0.012913**	0.004583
$\Delta \text{Industryt}$	-0.004087	0.005492
$\Delta \text{Industry}_{t-1}$	-0.008872	0.007269
$\Delta \text{Industry}_{t-2}$	0.025001***	0.005634
$\Delta \text{Industry}_{t-3}$	0.026085***	0.006907
ECT-1	-0.184342***	0.000000
Bảng B: Tác động dài hạn		
LnGpc_{t-1}	0.720026*	0.0542
FDI_{t-1}	0.077224**	0.0282
LnReer_{t-1}	1.646606**	0.0474
Industry_{t-1}	0.038326***	0.0011

Ghi chú: *, **, *** biểu thị ý nghĩa thống kê ở các mức ý nghĩa tương ứng 10%, 5%, 1%.
 Nguồn: Tác giả tự tổng hợp.

Phân tích mối quan hệ dài hạn (Bảng B) cho thấy, các yếu tố chính ảnh hưởng đến phát thải CO₂ bình quân đầu người tại Việt Nam. Tăng trưởng kinh tế (LnGpc) có tác động mạnh nhất, với hệ số 0,72, nghĩa là GDP bình quân đầu người tăng 1% sẽ làm phát thải tăng khoảng 0,72%. FDI và tỷ trọng công nghiệp (Industry) cũng có tác động dương và có ý nghĩa thống kê, phản ánh quá trình công nghiệp hóa và thu hút đầu tư sản xuất làm gia tăng áp lực môi trường. Tỷ giá hối đoái thực (LnReer) cũng đồng biến với phát thải trong dài hạn.

Trong ngắn hạn (Bảng A), hệ số hiệu chỉnh sai số ECT-1 = -0,184 (p < 0.01) cho thấy tồn tại mối quan hệ cân bằng dài hạn. Dấu âm của hệ số này chứng tỏ hệ thống có khả năng tự điều chỉnh, với khoảng 18,4% sai lệch được hiệu chỉnh mỗi năm, nghĩa là cần hơn 5 năm để trở lại trạng thái cân bằng.

Nhìn chung, mô hình ARDL khẳng định mối liên kết chặt chẽ giữa tăng trưởng, công nghiệp hóa, FDI và phát thải CO₂,

Bảng 8. Kiểm định đường bao của mô hình ARDL (4, 3, 4, 3, 4)

Biến phụ thuộc	Biến giải thích	Mô hình	Thống kê F	99% critical bounds	
				I(0)	I(1)
	LnGpc, Fdi, Lnreer, Industry	ARDL (4, 3, 4, 3, 4)	6.489521	4.590	6.368
			Thống kê T		
			-3.66263	-3.43	-4.60

Nguồn: Tác giả tự tổng hợp

đồng thời lượng hóa được cả tác động dài hạn lẫn tốc độ điều chỉnh ngắn hạn – cung cấp cơ sở thực nghiệm quan trọng cho hoạch định chính sách phát triển bền vững.

4.1.5.2. Kiểm định đường bao

Kiểm định được tiến hành theo hai bước chính. Trước hết, mô hình ARDL được ước lượng bằng phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS) để xem xét sự tồn tại của mối quan hệ dài hạn giữa các biến. Tiếp đó, kiểm định F (Bounds Test) được sử dụng để đánh giá ý nghĩa kết hợp của các hệ số trễ. Giả thuyết kiểm định gồm:

H₀: Không tồn tại mối quan hệ giữa các biến ($\partial = 0$)

H₁: Tồn tại mối quan hệ giữa các biến ($\partial \neq 0$).

Các giá trị tới hạn được so sánh với hai giới hạn: giới hạn dưới I(0) và giới hạn trên I(1). Nếu giá trị F vượt giới hạn trên, bác bỏ H₀ và kết luận có mối quan hệ đồng tích hợp; ngược lại, nếu F nằm giữa hai giới hạn, kết quả không xác định.

Trong nghiên cứu này, giá trị F = 6.4895 vượt quá giới hạn trên ở mức ý nghĩa 1% (6.368), do đó bác bỏ H₀ và khẳng định sự tồn tại của mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa các biến trong mô hình ARDL (Bảng 8).

4.1.5.3. Kiểm tra chẩn đoán khuyết tật

Chất lượng của ước lượng mô hình ARDL tuyến tính được biểu thị bằng cách sử dụng một chuỗi các kiểm tra chẩn đoán để kiểm tra tự tương quan nối tiếp, phương sai sai số thay đổi, phân phối không chuẩn và các lỗi mô hình. Kết quả của các kiểm tra được trình bày trong Bảng 9 cho thấy rằng mô hình ARDL tuyến tính không có lỗi đặc tả mô hình, phương sai sai số thay đổi, tự tương quan, phân phối không chuẩn của phần dư tại mức ý nghĩa 5%.

Hình 3 và 4 trình bày các thông số chẩn đoán độ ổn định của mô hình bao gồm phép thử tổng tích lũy của phần dư đệ quy (CUSUM) và phép

thử tổng bình phương của phần dư đệ quy (CUSUMSQ), cho thấy các hệ số của mô hình ARDL tuyến tính và phi tuyến ước tính ổn định ở mức ý nghĩa 5%.

4.1.6. Mô hình tự hồi quy ngưỡng (Threshold Autoregressive)

Mô hình tự hồi quy ngưỡng (Threshold Autoregressive - TAR) là một trong những lớp mô hình phi tuyến quan trọng và được sử dụng rộng rãi để mô tả các chuỗi thời gian thể hiện sự thay đổi chế độ (regime-

Bảng 9. Kiểm tra chẩn đoán

Serial correlation	$\chi^2(2) = 1.379835$
	P value (0.55772)
Heteroskedasticity	F - statistic = 0.6575
	P value (0.4858)
RESET test	P value (0.1321)
Normality	Jarque - Bera = 1.495199
	P value (0.473502)

Nguồn: Tác giả tổng hợp

switching) hoặc hành vi bất đối xứng mà các mô hình tự hồi quy tuyến tính (AR) truyền thống không thể nắm bắt hiệu quả. Được giới thiệu lần đầu bởi Tong (1978) [29], mô hình TAR cho phép quá trình tạo dữ liệu của một chuỗi thời gian tuân theo các mô hình AR khác nhau tùy thuộc vào giá trị của một biến quan sát được (gọi là biến ngưỡng - threshold variable) so với một hoặc nhiều giá trị ngưỡng (threshold values) nhất định. Vì vậy, mô hình này phù hợp để kiểm định đường cong EKC nhằm xác định ngưỡng đổi chiều trong quan hệ giữa các đại lượng. Nghiên cứu thu thập số liệu của các quốc gia phát triển tại Châu Á bao gồm Nhật Bản, Singapore, UAE trong giai đoạn từ 1990 đến 2024 để xác định điểm uốn của GPC mà tại đó có sự đảo chiều của phát thải carbon và KNK trên đầu người.

Từ kết quả trên, nghiên cứu đưa ra giả thuyết rằng điểm uốn của đường cong Kuznet của Việt Nam tại điểm có GPC là 34,500 USD (Tính theo giá 2015). GPC của Việt Nam đang là 3760 USD (Giá cố định năm 2015). Từ đó nhóm nghiên cứu xây dựng được các kịch bản sau (Bảng 11):

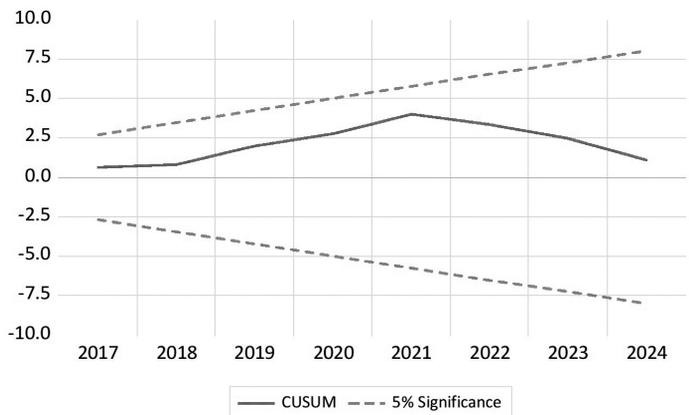
4.2. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Kết quả mô hình ARDL ngắn hạn cho thấy một số độ trễ của GDP bình quân đầu người

Bảng 10. Ngưỡng của GPC đổi chiều khí thải carbon trên đầu người (CPC) và KNK trên đầu người (GHGPC)

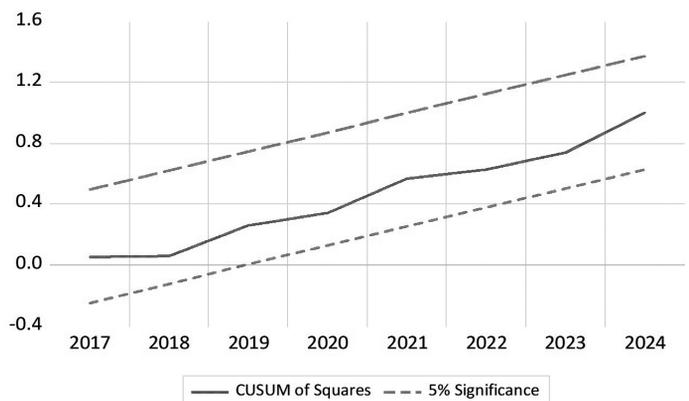
GPC	CPC	GHGPC
Nhật Bản	35917.8010**	35917.8010**
Singapore	29220.2728*	31043.1082*
UAE	42645.6360*	42645.6360**

Ghi chú: *, **, *** biểu thị ý nghĩa thống kê ở các mức ý nghĩa tương ứng 10%, 5%, 1%.
 Nguồn: World Bank và tính toán của các tác giả



Hình 3. CUSUM stability plots of the ARDL(4, 3, 4, 3, 4)

Nguồn: Tác giả tổng hợp



Hình 4. CUSUMQ stability plots of the ARDL(4, 3, 4, 3, 4)

Nguồn: Tác giả tổng hợp

Bảng 11. Dự báo điểm uốn của đường cong Kuznet cho Việt Nam theo các kịch bản tăng trưởng kinh tế

Kịch bản	Tăng trưởng hàng năm	Số năm cần
Lạc quan	8%	28 năm
Trung bình	6.5%	35 năm
Thận trọng	5%	45 năm

Nguồn: Tính toán của các tác giả

(GPC) mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê, hàm ý rằng tăng trưởng kinh tế làm gia tăng phát thải CO₂. Hệ số hiệu chỉnh sai số (ECT-1 = -0.1843, p < 0.01) xác nhận xu hướng hội tụ về trạng thái cân bằng dài hạn. Trong dài hạn, hệ số LnGPCt-1 = 0.7200 (p < 0.1) vẫn dương, cho thấy tăng trưởng tiếp tục làm tăng phát thải. Ngoài ra, các yếu tố như FDI, công nghiệp hóa và tỷ giá hối đoái với phát thải KNK cũng có quan hệ đồng biến với mức phát thải CO₂. Kết quả này tương tự như nghiên cứu của (Atici, 2009) [7] tại các nước Đông Âu, hay của Heidari, Turan Katircioğlu, and Saeidpour (2015) [30] tại Singapore. Trong dài hạn, với những diễn biến phức tạp của nền kinh tế Việt Nam cũng như thế giới, xu hướng tăng trưởng GDP và phát thải KNK



ở Việt Nam hiện vẫn chưa thấy có điểm uốn. Kết quả này tương tự với phát hiện của Đoàn Ngọc Phúc (2024) [22] nhưng lại trái ngược với nhận định của Trần Văn Hưng (2024) [16] khi cho rằng trong dài hạn, tăng trưởng kinh tế sẽ làm giảm phát thải CO₂.

Nhìn chung, mô hình tăng trưởng của Việt Nam vẫn dựa nhiều vào năng lượng và carbon, và điểm ngoặt của Đường cong Môi trường Kuznets chưa xuất hiện. Do đó, việc thúc đẩy đầu tư xanh, năng lượng tái tạo và sản xuất sạch hơn là cần thiết để tách biệt giữa tăng trưởng kinh tế và suy thoái môi trường. Kết quả này phù hợp với Đoàn Ngọc Phúc (2024) và Atici (2009) nhưng trái với Trần Văn Hưng (2024), người cho rằng tăng trưởng dài hạn sẽ giúp giảm phát thải CO₂.

Phát hiện mới của nghiên cứu này là xác nhận mối quan hệ cùng chiều của phát thải KNK và tỷ giá hối đoái. Đây là một đóng góp hữu ích bởi có thể dựa vào sự biến động về tỷ giá hối đoái để dự báo sự thay đổi của lượng khí thải CO₂ trong tương lai. Tuy vậy, thực tế cho thấy tỷ giá hối đoái của Việt Nam trong dài hạn có xu hướng tăng, nên việc duy trì ổn định kinh tế vĩ mô, đồng thời thúc đẩy đầu tư xanh và sản xuất ít carbon, là rất quan trọng để hỗ trợ cam kết phát thải ròng bằng "0" vào năm 2050 của Việt Nam. Quản lý tỷ giá cần tích hợp các yếu tố môi trường, vì biến động tiền tệ ảnh hưởng trực tiếp đến cấu trúc sản xuất và cường độ phát thải.

5. KẾT LUẬN VÀ KHUYẾN NGHỊ

Thông qua việc kiểm định giả thuyết đường cong EKC và phân tích mô hình tự hồi quy Phân phối Trễ (ARDL), nghiên cứu này đã xác nhận sự tồn tại của mối quan hệ hình chữ U truyền thống lại mô tả tác động ngắn và dài hạn của các yếu tố kinh tế đối với lượng CO₂. Từ kết luận này, một số khuyến nghị sau đây được đề xuất:

Thứ nhất, các quốc gia đang phát triển như Việt Nam cần cân nhắc kiểm soát tốc độ tăng trưởng kinh tế ở mức vừa phải, tránh đánh đổi phát triển kinh tế bằng sự hi sinh chất lượng môi trường. Việc đẩy mạnh công nghiệp hóa nhanh chóng sẽ gây ra hậu quả lâu dài về ô nhiễm môi trường. Công tác quy hoạch các khu công nghiệp cần được tính toán kỹ lưỡng đồng thời thiết lập các tiêu chuẩn môi trường với các ngành nghề khác nhau phù hợp với chuẩn mực quốc tế nhằm giảm phát thải KNK.

Thứ hai, đối với các nền kinh tế mở như Việt Nam, hoạt động thu hút FDI và quản lý tỷ giá hối đoái là động lực quan trọng thúc đẩy kinh tế. Trong dài hạn, khi được hỗ trợ bởi khung chính sách phù hợp, các hoạt động thương mại và đầu tư quốc tế có thể góp phần cải thiện chất lượng môi trường thông qua hiệu ứng lan tỏa công nghệ, nâng cao tiêu chuẩn sản xuất

và các cam kết trách nhiệm xã hội của doanh nghiệp theo chuẩn mực quốc tế. Do đó, Việt Nam cần thúc đẩy chuyển giao công nghệ xanh thông qua các chính sách thuế ưu đãi và đơn giản hóa thủ tục hành chính nhằm khuyến khích dòng vốn FDI bền vững.

Thứ ba, để thực thi mục tiêu Net Zero, chính sách công nghiệp hóa và FDI cần ưu tiên các dự án xanh, công nghệ cao, nhằm ngăn ngừa dòng vốn gây ô nhiễm có thể làm mất ổn định tỷ giá. Kết quả nghiên cứu nhấn mạnh sự cần thiết của sự phối hợp chính sách vĩ mô, thương mại và môi trường để giảm thiểu các tác động phản hồi và đảm bảo tăng trưởng bền vững. Trong nền kinh tế mở, FDI và công nghiệp hóa vẫn là động lực tăng trưởng chủ đạo, đồng thời có thể góp phần cải thiện môi trường thông qua chuyển giao công nghệ và trách nhiệm xã hội doanh nghiệp phù hợp với chuẩn mực toàn cầu.

Lời cảm ơn: Các tác giả cảm ơn Viện Khoa học và Công nghệ Môi trường Hà Nội đã hỗ trợ nghiên cứu. Ngoài ra, các tác giả ghi nhận đề tài "Nghiên cứu cơ sở khoa học để lượng hóa mối quan hệ giữa lượng phát khí nhà kính (KNK) với tăng trưởng và phát triển bền vững tại Việt Nam. Mã số: TNMT.2023.02.33" đã cung cấp dữ liệu cần thiết được sử dụng trong nghiên cứu ■

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Shultz, C. J., & Peterson, M., A Macromarketing View of Sustainable Development in Vietnam. *Environmental Management*, 63(4) (2019), 507-519. doi:10.1007/s00267-017-0971-8
- Coggin, T. D., CO₂, SO₂ and economic growth: a cross-national panel study. *Journal of Economics and Finance*, 47(2) (2023), 437-457. doi:10.1007/s12197-023-09615-0
- Stern, D. I., Energy and economic growth in the USA: A multivariate approach. *Energy Economics*, 15(2) (1993), 137-150. doi:https://doi.org/10.1016/0140-9883(93)90033-N
- Kiviyiro, P., & Arminen, H., Carbon dioxide emissions, energy consumption, economic growth, and foreign direct investment: Causality analysis for Sub-Saharan Africa. *Energy*, 74(2014), 595-606. doi:https://doi.org/10.1016/j.energy.2014.07.025
- Dao Bích Ngọc, Hoàng Thị Bang Ngan, & Dao Minh Huyền, The impact of social and economic factors on CO₂ emissions in developed and developing countries, *Banking Science & Training Review*, 244 (2022), 38-58.
- Zhang, C., & Zhou, X., Does foreign direct investment lead to lower CO₂ emissions? Evidence from a regional analysis in China. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 58 (2016), 943-951. doi:https://doi.org/10.1016/j.rser.2015.12.226
- Atici, C., Carbon emissions in Central and Eastern Europe: environmental Kuznets curve and implications for sustainable

- development. *Sustainable Development*, 17(3) (2009), 155-160. doi:<https://doi.org/10.1002/sd.372>
8. Pao, H.-T., & Tsai, C.-M., Multivariate Granger causality between CO₂ emissions, energy consumption, FDI (foreign direct investment) and GDP (gross domestic product): Evidence from a panel of BRIC (Brazil, Russian Federation, India, and China) countries. *Energy*, 36(1) (2011), 685-693. doi:<https://doi.org/10.1016/j.energy.2010.09.041>
9. Hoang Thi Xuan & Ngo Thai Hung, Green growth and environmental degradation: An empirical study in Vietnam, *VNU Journal of Economics and Business*, Vol. 5, No. 1 (2025), pp. 34-41
10. Ngoc Bui Hoang, Phan Thi Lieu, Nguyen Minh Ha, The Relationship between Urbanization Rate, Economic Growth, Agricultural Development, and CO₂ Emissions in Vietnam, *World Economic and Political Issues*, 3(311) (2022), 60-71.
11. Xie, Q., Xu, X., & Liu, X., Is there an EKC between economic growth and smog pollution in China? New evidence from semiparametric spatial autoregressive models, *Journal of Cleaner Production*, 220 (2019), 873-883. doi:<https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.02.166>
12. Robalino-López, A., Mena-Nieto, Á., García-Ramos, J.-E., & Golpe, A. A., Studying the relationship between economic growth, CO₂ emissions, and the environmental Kuznets curve in Venezuela (1980–2025). *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 41 (2015), 602-614. doi:<https://doi.org/10.1016/j.rser.2014.08.081>
13. Nguyen, P. T., Simulating the environmental and economic effects of a carbon tax in Vietnam: a static computable general equilibrium analysis. *Management of Environmental Quality: An International Journal*, 34(6) (2023), 1647-1667. doi:10.1108/meq-01-2023-0001
14. Kuznets, S. (1955). *International differences in capital formation and financing Capital formation and economic growth* (pp. 19-111): Princeton University Press.
15. Pao, H.-T., & Tsai, C.-M., Multivariate Granger causality between CO₂ emissions, energy consumption, FDI (foreign direct investment) and GDP (gross domestic product): Evidence from a panel of BRIC (Brazil, Russian Federation, India, and China) countries. *Energy*, 36(1) (2011), 685-693. doi:<https://doi.org/10.1016/j.energy.2010.09.041>
16. Tran Van Hung, The relationship between foreign direct investment, globalization, economic growth, green growth, and CO₂ emissions in Vietnam. *Journal of Economics and Development*, (321) (2024), 41-51.
17. Xie, Q., Xu, X., & Liu, X., Is there an EKC between economic growth and smog pollution in China? New evidence from semiparametric spatial autoregressive models, *Journal of Cleaner Production*, 220 (2019), 873-883. doi:<https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.02.166>
18. Al-Mulali, U., Saboori, B., & Ozturk, I., Investigating the environmental Kuznets curve hypothesis in Vietnam, *Energy Policy*, 76 (2015), 123-131. doi:<https://doi.org/10.1016/j.enpol.2014.11.019>
19. Soytaş, U., & Sari, R., Energy consumption and GDP: causality relationship in G-7 countries and emerging markets. *Energy Economics*, 25(1) (2003), 33-37. doi:[https://doi.org/10.1016/S0140-9883\(02\)00009-9](https://doi.org/10.1016/S0140-9883(02)00009-9)
20. Alam, M. J., Begum, I. A., Buysse, J., Rahman, S., & Van Huylbroeck, G., Dynamic modeling of causal relationship between energy consumption, CO₂ emissions and economic growth in India. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 15(6) (2011), 3243-3251. doi:<https://doi.org/10.1016/j.rser.2011.04.029>
21. Zhang, X.-P., & Cheng, X.-M., Energy consumption, carbon emissions, and economic growth in China. *Ecological Economics*, 68(10) (2009), 2706-2712. doi:<https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2009.05.011>
22. Doan Ngoc Phuc, The impact of foreign direct investment, trade openness, economic growth and urbanization on CO₂ emissions in Vietnam: An ARDL model approach. *Journal of Economics and Development (Special Issue)* (2024), 67-76.
23. Sana Ullah và Ozturk, Examining the asymmetric effects of stock markets and exchange rate volatility on Pakistan's environmental pollution. *Environmental Science and Pollution Research*, 25 (2020), 31211-31220.
24. Ullah, S., Nadeem, M., Ali, K., & Abbas, Q., Fossil fuel, industrial growth and inward FDI impact on CO₂ emissions in Vietnam: testing the EKC hypothesis. *Management of Environmental Quality: An International Journal*, 33(2) (2021), 222-240. doi:10.1108/MEQ-03-2021-0051
25. Kwakwa, P. A., & Alhassan, H., The effect of energy and urbanisation on carbon dioxide emissions: evidence from Ghana. *OPEC Energy Review*, 42(4) (2018), 301-330. doi:<https://doi.org/10.1111/opec.12133>
26. Pesaran, M. H., & Shin, Y., An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. In S. Strom (Ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium (Chapter 11, pp. 371-413)* (1999). Cambridge University Press.
27. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J., Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3) (2001), 289-326.
28. Dickey, D. A. & Fuller, W. A., Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74(366) (1979), 427-431.
29. Tong, H., On a Threshold Model. In C.H. Chen (Ed.), *Pattern Recognition and Signal Processing. NATO ASI Series E: Applied Sciences* (1978).
30. Heidari, H., Turan Katircioğlu, S., & Saeidpour, L., Economic growth, CO₂ emissions, and energy consumption in the five ASEAN countries. *International Journal of Electrical Power & Energy Systems*, 64 (2015), 785-791. doi:<https://doi.org/10.1016/j.ijepes.2014.07.081>